

环保税对企业ESG绩效的影响

——基于重污染行业的双重差分模型研究

孙钰淇, 李佳佳, 朱乃平*

江苏大学财经学院统计系, 江苏 镇江

收稿日期: 2024年3月15日; 录用日期: 2024年4月3日; 发布日期: 2024年5月30日

摘要

作为污染物排放的主要来源, 重污染企业长期以来一直受到环保部门的密切关注。本研究考察了环保税对环境、社会和公司治理(ESG)绩效的影响, 重点关注重污染行业。通过采用双重差分模型, 本文研究了环保税的引入如何影响在这些行业运营的公司的ESG绩效。本研究利用了涵盖各种重污染行业的面板数据集, 研究表明, 环保税的实施对ESG绩效具有显著促进作用。进一步研究发现, 环保税对ESG环境维度和ESG公司治理维度信息披露质量的促进作用显著, 且对高融资约束企业、大型企业、非国有企业的正向促进作用更为显著。研究结果强调了环保税作为一种政策性工具, 在推动企业的可持续性和提高其整体ESG绩效方面的有效性。

关键词

环保税, ESG绩效, 重污染行业, 双重差分, 可持续发展

The Impact of Environmental Protection Tax on ESG Performance of Enterprises

—A Double Difference Model Study Based on Heavy Pollution Industries

Yuqi Sun, Jiajia Li, Naiping Zhu*

Department of Statistics, School of Finance and Economics, Jiangsu University, Zhenjiang Jiangsu

Received: Mar. 15th, 2024; accepted: Apr. 3rd, 2024; published: May 30th, 2024

Abstract

As the main source of pollutant emissions, heavily polluting enterprises have long been closely

*通讯作者。

文章引用: 孙钰淇, 李佳佳, 朱乃平. 环保税对企业 ESG 绩效的影响[J]. 金融, 2024, 14(3): 973-991.

DOI: 10.12677/fin.2024.143102

monitored by environmental protection departments. This study examines the impact of environmental taxes on environmental, social, and corporate governance (ESG) performance, with a focus on heavily polluting industries. By using a double difference model, this paper investigates how the introduction of environmental taxes affects the ESG performance of companies operating in these industries. This study utilized panel datasets covering various heavily polluting industries, and found that the implementation of environmental taxes has a significant promoting effect on ESG performance. Further research has found that environmental taxes have a significant promoting effect on the quality of information disclosure in the ESG environmental dimension and ESG corporate governance dimension, and have a more significant positive promoting effect on high financing constraint enterprises, large enterprises, and non-state-owned enterprises. The research findings emphasize the effectiveness of environmental taxes as a policy tool in promoting the sustainability of enterprises and improving their overall ESG performance.

Keywords

Environmental Taxes, ESG Performance, Heavy Pollution Industries, Double Difference Model, Sustainable Development

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

改革开放以来，中国一直走着“重经济发展，轻环境保护”的道路。高投入、高耗能、高污染的粗放型经济发展模式引发了严峻的生态危机。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要》正式出台以来，中国重点进行环境保护与污染治理，党的二十大报告指出，中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化。要坚定不移走生产发展、生活富裕、生态良好的文明发展道路，推动能源清洁低碳高效利用，推进工业、建筑、交通等领域清洁低碳转型。

中华人民共和国国家发改委的《“十一五”规划纲要》实施中期评估报告显示：反映节能减排的单位 GDP 能耗和主要污染物排放两项指标进展不容乐观。在“十一五”规划纲要实施以来，中国总体在能耗、化学需氧量、二氧化硫排放等三项指标的完成进度均不足三分之一。雾霾治理的紧迫、水污染防治的种种环境保护难题加剧，倒逼环境保护税改革步伐加快。于 2018 年 1 月 1 日起，中国正式施行《中华人民共和国环境保护税法实施条例》。

环保税较之前排污费的征收更加严格。作为一种惩罚性质的税种，环境保护税的征收目的是加大重污染行业企业在环保方面的税负压力，进而促使企业加大污染治理力度，促使企业进行绿色转型升级。

本文结合重污染行业企业 ESG 绩效对环保税制改革，对重污染行业企业影响展开实证性探究。ESG 企业绩效包含 Environment、Social 和 Governance 三个方面。2006 年，联合国在纽约证券交易所发布了投资责任原则，其中提到应将企业社会责任、公司内部治理和环境保护相结合，纳入企业可持续发展的重要指标，帮助投资者理解环境、社会和公司治理等要素对投资价值的影响，并支持各签署机构将这些要素融入投资战略、决策及积极所有权中，以降低风险、提高投资价值并创造长期收益，最终实现全社会的可持续性发展。同年，高盛集团发布了一份 ESG 研究报告，明确了 ESG 理念和企业 ESG 评价指标体系。相比于传统对企业进行单一的社会责任方面评价的体系，ESG 综合评估因子评级体系新包含了企业道德评价、环境治理方面的综合评价，更好的反映出一个企业在整体综合治理方面的能力[1] [2]。本文

将环境保护税与重污染行业企业 ESG 绩效相结合, 利用双重差分模型探究环保税的实施对于重污染行业企业所产生的政策效应的影响。

本文可能会有如下的研究意义:

(1) 探究环保税与企业 ESG 水平之间的线性关系, 丰富企业 ESG 绩效影响因素的相关文献。

(2) 探究环保税对企业 ESG 环境、社会、公司治理的影响, 更合理地评估环保税对 ESG 各项指标的影响。

(3) 在研究结论的基础上, 对企业在环保税政策实施的背景下提出合理有效的建议, 进而推动企业 ESG 理念发展, 为实现企业经济高质量发展奠定坚实基础。

2. 理论分析与研究假设

环境经济学理论表明, 环境税的实施可以激励企业将其环境外部性的成本内化。通过对污染活动或资源消耗征税, 鼓励企业采用更清洁的技术, 减少排放, 提高环境绩效[3]。代理理论认为, 环境税可以作为一种机制, 使股东和管理层在环境绩效方面的利益保持一致。如果公司因污染而面临税收带来的财务后果, 管理层可能会有动力改善环境实践, 以避免此类成本[4]。这一理论表明, 环境税可能对 ESG 评级因素的治理成分产生积极影响。

近年来, 可持续发展已成为新世纪商业世界的一个突出主题。随着 ESG 概念的引入, 公司越来越重视绿色、低碳和创新实践。ESG 评级提供了对公司在环境责任、社会影响和公司治理方面表现的全面评估。在中国, ESG 目前正在经历快速发展, 但存在信息披露质量差、ESG 评级结果不一致、ESG 生态系统不完整等核心问题。2018 年 1 月 1 日, 我国实施了《环境保护税法》, 用税务机关征收的环境税取代了此前环保部门征收的排污费。这项“绿色税法”增加了企业的税收负担, 并显著提高了污染成本。它建立了“少污染、低税收”的激励机制, 引导企业通过绿色创新和环保投入减少环境成本的产生, 在前端和源头进行环境治理, 从而提升企业自身 ESG 表现[5]。

从双重模型我们了解到, 一个常用的实证框架, 可以提供一种定量的方法来分析环境税对 ESG 评级因素的影响。该模型比较了重污染行业中需要缴纳环境税的公司和不需要缴纳此类税的公司的 ESG 绩效。通过考虑政策实施前后所表现出的差异并分析其随时间的变化, 用双重差分模型估计环境税对 ESG 绩效的因果影响。在本研究中, 提出第一个假设 H1: 环保税政策对公司的 ESG 评级因素有显著的促进作用。

本文从环境、社会和治理三个维度分析了异质性。

(1) 《环境保护税法》的出台使税收和费用的征收更加专业和严格, 导致企业缴纳了大量的环境税。为了实现利润最大化, 以利润为导向的公司倾向于增加环境投资, 提高绿色创新水平, 注重源头环境治理。这促进了公司的绿色转型, 并随后提高了其在环境方面的 ESG 绩效[6], 而该政策在这方面的影响最为显著。

(2) 从环境费向税收的转变可以促进企业履行社会责任, 尽管这种影响的可能性和意义可能有限。政策实施后, 履行好环境责任的企业将受到更大的监管关注。为了避免声誉受损, 这些公司可能会选择积极履行社会责任, 及时披露相关信息, 从而提高其社会维度上的 ESG 绩效。另一方面, 在履行社会责任方面表现不佳的公司可能会谎报社会责任, 以避免损害其声誉、竞争力、股价、公众认可度和投资者信任。因此, ESG 在社会维度上的表现在短期内可能相对有限。

(3) 环保税可以激励公司建立 ESG 的绿色治理机制和自我监督体系。该政策的实施具有溢出效应, 有助于改善公司的绿色治理机制。随着公司面临环境成本的增加, 它们倾向于优化内部结构, 建立绿色治理机制, 并发展 ESG 的自我监督系统。改善治理结构可以降低代理成本, 提高公司绩效, 增强核心竞争力。最终, 这促进了 ESG 绩效在公司治理层面的提高。

我们提出了第二个假设 H2: 环保税政策对公司的 ESG 社会维度评级因素没有显著的促进作用。然

而,它对 ESG 环境维度和 ESG 公司治理维度的评级因子有显著的促进作用。具体而言,这一政策对 ESG 环境维度具有更显著的正向促进作用。

政策的实施应考虑目标实体的异质性,因为政策效果可能因不同实体的个人特征而异。环保税政策导致的 ESG 信息披露的影响在个人层面上有所不同,可分为三个方面:融资约束、公司规模和产权。环境税政策的实施效果可能因融资约束不同的公司而异。ESG 信息披露较好的公司往往会减少融资约束,提高其企业价值。因此,融资约束较高的公司更倾向于增加环境投资,提高其绿色创新水平,加强 ESG 绿色信息的披露。环境税政策对改善 ESG 评级因子的指导作用对于融资约束较高的公司更强。在政策实施之前,融资约束较低的公司有充足的资金,在环保方面的投资更多,绿色创新水平更高,表现出更好的 ESG 绩效[7]。另一方面,融资约束较高的公司面临资金周转和资金链流通等问题,导致环境投资和绿色创新水平较低,ESG 绩效较差。因此,环保税政策实施后,融资约束较低的公司 ESG 绩效改善有限,表明该政策对这些公司的影响相对较小。融资约束较高的公司起点较低,该政策对改善其 ESG 信息披露具有更显著的正向促进作用[8]。

基于以上分析,提出了以下假设: H3a: 与融资约束较低的公司相比,环保税政策对融资约束较高的公司改善 ESG 评级因子具有更显著的正向促进作用。

环境费转税政策的实施效果也可能因不同规模的公司而异。不同规模的公司资金、研发能力和管理治理水平方面存在显著差异。环境税费政策增加了企业的税收负担,导致整体生产成本增加。此外,高质量的 ESG 信息披露需要购买相关设备和服务的额外成本[9]。大公司有充足的资金,完善的内部管理体系,更强的风险承受能力,以及考虑长远眼光的管理者。这些大公司更倾向于增加环境投资,提高绿色创新水平,提升自身 ESG 绩效,满足利益相关者的信息需求,提升企业价值,以应对税负压力。相比之下,中小企业通常面临更大的财务压力,其管理决策往往目光短浅。中小企业更有可能降低 ESG 信息披露的成本,并将更多资金分配给项目或其他领域以获得短期利益,从而降低 ESG 信息的披露水平。

基于以上分析,提出了以下假设: H3b: 与中小企业相比,环保税政策对改善大公司 ESG 评级因素具有更显著的正向促进作用。

环境费转税政策的实施效果也可能因拥有不同产权的公司而异。国有企业通常是地方经济的主要贡献者。在政策执行过程中,国有企业更有可能在环境监管方面获得地方政府的隐性利益或保护,从而削弱环境约束,减轻环境监管压力。另一方面,非国有企业通常面临更强的环境监管约束,环保税政策对其具有更显著的强制作用。非国有企业在增加环境投资、提高绿色创新水平和提高自身 ESG 绩效方面表现出更积极主动的态度。此外,由于国有企业有责任执行党的方针、政策和国家战略部署,环境治理是政府目标的重要组成部分。在环保税政策实施之前,国有企业作为政府意愿的体现,发挥主导作用,积极承担更多的环境责任,加快绿色创新,展现更好的 ESG 绩效[10]。相反,与环境效益相比,非国有企业优先考虑经济效益,导致绿色创新水平较低,ESG 绩效较差。因此,环保税政策实施后,国有企业表现出相对稳定的 ESG 表现,表明该政策对它们的影响相对较小。非国有企业的起点较低,该政策对改善其 ESG 信息披露具有更显著的正向促进作用[11]。

基于以上分析,提出了以下假设: H3c: 与国有企业相比,环境税政策对改善非国有企业 ESG 评级因子具有更显著的正向促进作用。最后,我们的第三个假设 H3 是与国有企业相比,环境税政策对改善非国有企业 ESG 评级因子具有更显著的正向促进作用。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本文主要选取 2018~2021 年重污染行业数据作为样本,并剔除(ST、*ST、PT)的企业,剔除数据缺

失严重的企业，剔除有异常值的企业，由于金融业不确定性干扰，剔除金融服务业，剔除样本期不完整的企业。并对连续变量作缩尾处理。在重大污染行业的判定上，根据 2010 年 9 月 14 日环保部公布的《上市公司环境信息披露指南》中，选取火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭、冶金、化工、石化、建材、造纸、酿造、制药、发酵、纺织、制革和采矿业等 16 类行业为重污染行业。本文的重污染行业样本数据来自这 16 类行业，esg 评级分析数据来自彭博 ESG 评分(Bloomberg)。

3.2. 变量定义

3.2.1. 解释变量

本文采用双重差分法进行实验研究，解释变量为 Treated*Period (简称 T*P)。在实验分组方面，以是否为重污染行业进行分组，重污染行业为实验组(1)，非重污染行业为对照组(0)。中国于 2018 年 1 月 1 日开始正式施行的《环境保护税法》，主要是针对重污染行业的排污费调整，因此若企业为实验组样本，则在环保税政策实施前 Treat*Period 为 0，在环保税政策实施后 Treat*Period 为 1，若企业为对照组样本，无论是在环保税政策实施前还是实施后，Treat*Period 都为 0。

3.2.2. 被解释变量

本文的被解释变量为 esg、esgenv、esgsoc、esggov。

esg：在指的是一种关注环境、社会、公司治理绩效而非仅着重于财务绩效的价值理念、投资策略以及评价的工具。由于 ESG 引入中国时间并不长，企业相关的实践也不是很多，本文选择 2018~2021 年 A 股上市企业彭博 ESG 评分来衡量 ESG 报告水平。

esgenv：从环境(ENV)的角度，主要考核企业在生产经营活动中的绿色投入，对自然资源及能源的循环可持续利用以及对有害废品的处理方式，能否有效执行政府环境监管的要求等。本文选择彭博 ESG-环境评分来衡量 ESG 环境子项的水平。

esgsoc：从社会(SOC)的角度，主要考察企业与政府、员工、客户、债权人及社区内外部相关利益相关者的期望和诉求，关注企业的利益相关者之间能不能达到平衡和协调。本文选择彭博 ESG-社会评分来衡量 ESG 社会子项的水平。

esggov：从公司治理(GOV)的角度，主要包括董事会结构、股权结构、管理层薪酬及商业道德等问题。如股东和管理层的利益与职责、避免腐败与财务欺诈、提高透明度、董事会构成的独立性、专业度等方面。本文选择彭博 ESG-治理评分来衡量 ESG 治理子项的水平。

3.2.3. 控制变量

考虑企业的其他层面的可能性因素可能会对本次实验带来影响，因此本文选择部分企业经济特征一些可能对 ESG 产生影响的因素作为控制变量。

本实验中共有 7 个控制变量：① 财务杠杆(Lev)。一般认为财务杠杆是指在筹资中适当举债，调整资本结构给企业带来额外收益。同时适度的负债能使企业在 ESG 影响因子方面有更多的资金支持。② 总资产收益率(ROA)。总资产收益率的高低直接反映了公司的竞争实力和发展能力，是决定公司是否应举债经营的重要依据，同时也还可反映企业综合经营管理水平的高低。③ 资金周转率(ATO)。资金周转率是反应资金流转速度指标。企业用尽可能少的资金占用，取得尽可能多的销售收入，说明资金周转速度快，资金利用效果好，可以投入更多资金用于 ESG 绩效的改善。④ 现金流(Cashflow)。凯恩斯的货币需求理论明确指出作为生产经营性单位，企业一定要应明确最为合理的现金持有量，也就是确保现金存量花费的代价最低，但是又能确保现金需求的一定持有量水平。⑤ 独立董事比例(Indep)。独立董事比例为独立董事占董事会总人数的比例。⑥ 第一大股东持股比例(Top 1)。第一大股东持股比例使用第一大股东的持股份额占总股份份额的比例。⑦ 企业年龄(Firm Age)。企业的年龄代表着企业在这个充满竞争力的

市场中的生存时间，企业年龄越大也代表着企业越成熟，越有生存发展的经验，越不容易被淘汰。

3.2.4. 分组变量

本实验采用的分组变量有融资约束(Fc)、企业规模(Size)、企业产权性质(Soe)。

融资约束(Fc): 使用 2012 年世界银行“中国投资环境调查”的企业数据，在我国经济二次转型的背景下，融资约束对企业的发展和经济的转型至关重要，是经济高质量发展的内生动力。为了避免内生性问题，本文公司融资约束程度的度量主要借鉴鞠晓生等(2013)，采用 SA 指标。SA 指标是 Hodlock、Pierce 等学者按照 KZ 指数方法，依据企业财务报告划分企业融资约束类型，仅运用企业规模与企业年龄两个随时间变化不大且具有较强外生性的变量构建而成。计算方法为 $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$ 。计算得到 SA 指数为负且绝对值越大说明企业受到的融资约束程度越严重。本文通过计算 SA 指数，以 SA 指数的中位数为划分依据，对企业的融资约束程度进行排序，在中位数以上的为低融资约束企业，中位数以下为高融资约束企业。

企业规模(Size): 熊彼特在其理论(1912)经济发展理论中提到过：不同的企业规模都对新产业有着不同的推动作用，其余也有许多的学者认为企业规模是影响 ESG 绩效的一个重要因素，本文依据中位数将企业划分为大规模、中小规模，中位数以上为大规模，中位数以下为中小规模。

企业产权性质(Soe): 研究发现国家所有制越高的企业环境披露水平越高，而机构所有制越高的企业环境披露水平越低，在本文中企业的产权性质分为国企以及非国企，使用虚拟变量对其进行取值，其中非国有企业取值为 0，国有企业取值为 1。

以上所有变量的定义见表 1。

Table 1. Variables in the study

表 1. 变量定义

变量类型	变量名称	变量描述
被解释变量	esg	企业 ESG 报告评分彭博 ESG 评分
被解释变量	esgenv	从环境(ENV)的角度彭博 ESG-环境评分
被解释变量	esgsoc	从社会(SOC)的角度彭博 ESG-社会评分
被解释变量	esggov	从公司治理(GOV)的角度彭博 ESG-治理评分
解释变量	实验分组变量(Treat)	重度污染行业为 1，轻度污染行业为 0
解释变量	时间分组变量(Period)	2018 年及以后为 1，2018 年之前为 0
控制变量	资产负债率(Lev)	负债总额与资产总额之比
控制变量	总资产收益率(ROA)	当期净利润与期末总资产之比
控制变量	资金周转率(ATO)	销售收入净额/(平均流动资产 - 平均流动负债)
控制变量	现金流(Cash flow)	营业收入 - 付现成本 - 所得税
控制变量	独立董事比例(Indep)	独立董事数量占董事会总人数比例
控制变量	第一大股东持股比例(Top1)	第一大股东持股份额占总股本比
分组变量	融资约束(Fc)	SA 指数
分组变量	企业规模(Size)	企业年末总资产取对数
分组变量	产权性质(Soe)	国有企业取值为 1，非国有取值为 0

3.3. 模型设计

本实验采用的双重差分法来考察环保税对企业 ESG 绩效的影响，实验设计的模型如下：

$$ESG = \beta_0 + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Period_t + \beta_3 Treat_i \times Period_t + Controls + \varepsilon_{it}$$

其中 ESG 表示企业的 ESG 报告评分， $Treat_i$ 为实验分组虚拟变量，若企业属于重度污染行业为 1，属于轻度污染行业为 0。 $Period_t$ 为时间分组虚拟变量，2018 年环保税政策实施及以后为 1，2018 年环保税政策实施之前为 0。而 $Controls$ 和 ε_{it} 则分别表示本实验中的控制变量以及误差项。在本实验中，重点关注双重差分项 $Treat_i \times Period_t$ 系数 β_3 的数值，是否是显著为正，若该系数显著为正，则表示环保税对企业 ESG 报告评分有显著的正向促进作用。

4. 实证结果分析

4.1. 描述性统计

在所选取的 9945 个样本中，企业 ESG 报告评分的均值为 20.652，说明所选的上市公司很多企业 ESG 报告披露水平较低，且标准差为 6.782，最大值为 44.215，最小值为 9.091，说明不同企业之间 ESG 报告披露水平差异较大。 $Treat$ 的均值为 0.517，说明重污染企业的样本数与轻污染以及无污染企业的样本数无较大差异。 $Period$ 的均值为 0.331，说明 2018 年及之后的样本数少于 2018 年之前。为了消除异方差的影响，本实验中将部分变量对数化。各主要变量的描述性统计见表 2 所示。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
esg	9945	20.652	6.782	9.091	44.215
esgenv	8436	10.982	7.82	2.083	42.636
esgsoc	9709	23.539	9.508	7.017	56.14
esggov	9945	44.885	5.02	33.929	57.143
did	9945	0.168	0.374	0	1
treat	9945	0.517	0.5	0	1
post	9945	0.331	0.47	0	1
Size	9945	23.109	1.331	20.455	26.953
Lev	9945	0.476	0.2	0.068	0.878
ROA	9945	0.047	0.06	-0.17	0.236
ATO	9945	0.666	0.463	0.082	2.601
Cashflow	9945	0.056	0.068	-0.137	0.249
Indep	9945	0.375	0.055	0.333	0.571
Top1	9945	0.37	0.161	0.082	0.771
SOE	9945	0.504	0.5	0	1
FirmAge	9945	2.902	0.333	1.792	3.497

4.2. 相关系数矩阵

采用皮尔逊相关系数矩阵分析方法。其中核心解释变量 $Treated*Period$ 系数与 esg 、 esg_env 、 esg_soc 、

esg_gov 在 1% 的显著性水平上显著正相关，与预期假设一致。此外解释变量中 size、Soe、lev 等均至少在 1% 的显著性水平下与被解释变量 esg、esg_env、esg_soc、esg_gov 呈显著相关关系。结果初步支持环保税政策促进 esg 水平提高观点，为深入研究奠定了良好的基础。但考虑到相关系数矩阵仅衡量双变量之间的关系，未排除控制变量以及潜在变量(如时间效应以及行业效应)的干扰，故结果仅供参考，具体关系还需进一步进行回归分析来判定。相关系数结果如表 3 所示。

Table 3. Correlation coefficient matrix
表 3. 相关系数矩阵

	esg	esgenv	esgsoc	esggov	did	Size	Lev	ROA	ATO	Cashflow	Indep	Top1	SOE	FirmAge
esg	1													
esgenv	0.914***	1												
esgsoc	0.822***	0.584***	1											
esggov	0.551***	0.364***	0.360***	1										
did	0.206***	0.192***	0.110***	0.099***	1									
Size	0.444***	0.385***	0.341***	0.379***	0.111***	1								
Lev	0.147***	0.096***	0.100***	0.181***	-0.025**	0.528***	1							
ROA	-0.028***	0.0160	0.00700	-0.059***	0.00400	-0.097***	-0.447***	1						
ATO	0.051***	0.066***	0.055***	0.00900	-0.0130	-0.00200	0.090***	0.186***	1					
Cashflow	0.077***	0.094***	0.042***	0.020**	0.102***	-0.0150	-0.234***	0.452***	0.131***	1				
Indep	0.049***	0.057***	0.039***	0.043***	0.00700	0.086***	0.019*	0.00800	-0.0120	0.0150	1			
Top1	0.100***	0.109***	0.069***	0.137***	-0.024**	0.234***	0.087***	0.077***	0.070***	0.064***	0.074***	1		
SOE	0.204***	0.128***	0.153***	0.243***	-0.00600	0.286***	0.218***	-0.162***	0.0100	-0.050***	-0.00100	0.308***	1	
FirmAge	0.169***	0.077***	0.086***	0.166***	0.223***	0.154***	0.148***	-0.104***	-0.080***	0.027***	-0.051***	-0.149***	0.105***	1

4.3. 回归结果分析

表 4 报告了环保税政策对于 esg 的固定效应模型回归结果，其中的因变量为 esg。列(1)为未加入控制变量，仅加入时间、行业固定效应进行的分析，交乘项 Treated*Period 的系数为 1.161，在 1% 的显著性水平上显著为正。列(10)为同时加入了控制变量和时间、行业固定效应进行的分析，交乘 Treated*Period 的系数为 1.036，在 1% 的显著性水平上显著为正。我们发现无论是否加入控制变量，环保税政策都在 1% 的显著性水平上促进了企业的 esg 水平。证实了假设 H1，说明环保税政策对企业 ESG 信息披露呈显著促进作用。

Table 4. Main regression
表 4. 主回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
VARIABLES	esg	esg	esg	esg	esg	esg	esg	esg	esg	esg
did	1.161***	1.071***	1.049***	1.060***	1.056***	1.064***	1.063***	1.067***	1.083***	1.036***
	(0.280)	(0.252)	(0.252)	(0.252)	(0.252)	(0.252)	(0.251)	(0.251)	(0.251)	(0.250)
Size		2.199***	2.342***	2.357***	2.366***	2.366***	2.360***	2.348***	2.358***	2.282***
		(0.058)	(0.064)	(0.065)	(0.065)	(0.064)	(0.064)	(0.065)	(0.065)	(0.066)

续表

Lev	-2.087***	-2.300***	-2.922***	-2.922***	-2.914***	-2.884***	-3.346***	-3.316***		
	(0.380)	(0.426)	(0.433)	(0.432)	(0.432)	(0.431)	(0.433)	(0.428)		
ROA		-1.241	-3.575***	-5.223***	-5.215***	-5.309***	-5.529***	-3.995***		
		(1.078)	(1.120)	(1.206)	(1.206)	(1.209)	(1.205)	(1.199)		
ATO			1.095***	1.048***	1.051***	1.031***	1.068***	0.935***		
			(0.173)	(0.173)	(0.173)	(0.172)	(0.171)	(0.171)		
Cashflow				3.379***	3.355***	3.329***	3.113***	3.366***		
				(0.956)	(0.956)	(0.956)	(0.953)	(0.947)		
Indep					1.311	1.196	1.739	1.817*		
					(1.093)	(1.095)	(1.098)	(1.095)		
Top1						0.570	1.034**	0.153		
						(0.411)	(0.414)	(0.425)		
FirmAge							1.692***	1.355***		
							(0.199)	(0.198)		
SOE								1.381***		
								(0.140)		
Constant	20.457***	-30.348***	-32.645***	-32.831***	-33.361***	-33.448***	-33.806***	-33.701***	-39.005***	-36.666***
	(0.076)	(1.320)	(1.389)	(1.396)	(1.393)	(1.392)	(1.438)	(1.440)	(1.539)	(1.566)
Observations	9942	9942	9942	9942	9942	9942	9942	9942	9942	9942
R-squared	0.163	0.294	0.296	0.296	0.299	0.300	0.300	0.300	0.305	0.312
industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
F	17.23	732.4	499.5	375.8	311.2	260.9	223.7	196	186.5	183.2
Adj R-squared	0.156	0.288	0.290	0.290	0.293	0.294	0.294	0.294	0.299	0.306

表5 报告了环保税政策对于 esg_env 、 esg_soc 、 esg_gov 的回归结果, 其中的因变量为 esg_env 、 esg_soc 、 esg_gov 。列(1)为对 esg_env 同时加入了控制变量和时间、行业固定效应进行的分析, 交乘项 $Treated*Period$ 的系数为 1.378, 在 1% 的显著性水平上显著为正。列(2)为对 esg_soc 同时加入了控制变量和时间、行业固定效应进行的分析, 交乘项 $Treated*Period$ 的系数为 0.173, 不显著。列(3)为对 esg_gov 同时加入了控制变量和时间、行业固定效应进行的分析, 交乘项 $Treated*Period$ 的系数为 0.553, 在 1% 的显著性水平上显著为正。环保税政策与 esg 的三个分指标中的 esg_env 正相关最显著, 与 esg_gov 正相关显著, 与 esg_soc 相关程度不高。证实了假设 H2, 说明分指标回归具有的差异性, 环保税政策实施对企业 esg 的 esg_soc 方面作用促进不显著, 对 esg_env 和 esg_gov 方面的提高有显著的正向促进作用, 其中环保税政策对 esg_env 方面的有更显著的正向促进作用。

Table 5. Regression of sub indicators
表 5. 分指标回归

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	esg_env	esg_soc	esg_gov
did	1.378*** (0.330)	0.173 (0.363)	0.553*** (0.181)
Size	2.489*** (0.086)	2.688*** (0.101)	1.209*** (0.050)
Lev	-3.400*** (0.563)	-5.443*** (0.661)	-0.923*** (0.337)
ROA	-4.693*** (1.581)	-2.074 (1.817)	-3.229*** (0.993)
ATO	1.048*** (0.230)	1.134*** (0.267)	0.629*** (0.125)
Cashflow	4.726*** (1.236)	1.731 (1.465)	0.934 (0.791)
Indep	2.159 (1.438)	0.235 (1.663)	1.735** (0.858)
Top1	0.892 (0.562)	-1.210* (0.650)	1.332*** (0.330)
SOE	0.477*** (0.185)	1.714*** (0.210)	0.996*** (0.113)
FirmAge	0.544** (0.253)	0.591* (0.317)	1.622*** (0.162)
Constant	-49.140*** (2.024)	-39.049*** (2.399)	10.610*** (1.227)
Observations	8434	9706	9942
R-squared	0.263	0.190	0.232
industry	YES	YES	YES
year	YES	YES	YES
F	113.5	99.85	114.9
Adj R-squared	0.255	0.182	0.225

4.4. 稳健性检验

4.4.1. 平行趋势检验

为了保证 DID 双重差分法的有效性,需要通过平行趋势检验证明前提假设成立。平行趋势检验要求在环保税政策实施前,实验组和对照组的 esg 水平有着相同的趋势。符合条件则有理由认为政策发生的净效应是由于政策冲击产生的。*pre_5* 是一个虚拟变量,如果企业处于政策冲击前五年并且为实验组则赋值为 1,否则为 0。*pre_4*、*pre_3*、*pre_2*、*pre_1* 同理。*current* 是一个虚拟变量,如果企业处于政策冲击当年且为实验组则赋值为 1,否则为 0。在环保税政策实施之前,虚拟变量 *pre_5*、*pre_4*、*pre_3*、*pre_2* 系数

均不显著，虚拟变量 `pre_1` 系数在 10% 的显著性水平上显著，总体认为环保税政策实施前，实验组与对照组之间不存在明显差异。政策实施之后，虚拟变量 `current` 系数在 5% 的显著性水平上显著为正，说明环保税政策实施对企业 `esg` 水平的提高有显著的正向促进作用(假设 H1)，使实验组与对照组之间产生明显差异。因此本文的研究满足平行趋势假定，之后 DID 的分析结果是有效的。平行趋势检验结果如表 6 所示。

Table 6. Parallel trend test

表 6. 平行趋势检验

VARIABLES	(1)
	esg
<code>pre_5</code>	-0.304 (0.254)
<code>pre_4</code>	-0.224 (0.246)
<code>pre_3</code>	-0.147 (0.246)
<code>pre_2</code>	0.134 (0.237)
<code>pre_1</code>	0.402* (0.206)
<code>current</code>	0.457** (0.200)
<code>Size</code>	1.241*** (0.212)
<code>Lev</code>	-1.315* (0.707)
<code>ROA</code>	2.516* (1.291)
<code>ATO</code>	-0.312 (0.398)
<code>Cashflow</code>	-0.091 (0.784)
<code>Indep</code>	1.068 (1.643)
<code>Top1</code>	2.008* (1.024)
<code>SOE</code>	0.357 (0.444)
<code>FirmAge</code>	0.586 (1.452)
<code>Constant</code>	-10.343 (6.530)

续表

Observations	9940
R-squared	0.786
industry	YES
year	YES
F	4.018

4.4.2. 反事实假定稳健性检验

为降低其他潜在变量对 Treated*Period 与 esg 之间关系的影响, 本文采用了反事实假定的方式进行稳健性检验, 即将实验组与对照组随机打乱然后抽取相同数量的组作为新的“实验组”, 由虚假的实验组与时间虚拟变量进行交互组成新的 Treated*Period1 变量, 若结果不显著则说明前文显著的结论非偶然发生的, 即结果稳健。列(1)为未加入控制变量, 仅加入时间、行业固定效应进行的分析, 交乘项 Treated*Period1 的系数为 0.095, 不显著。列(10)为同时加入了控制变量和时间、行业固定效应进行的分析, 交乘项 Treated*Period1 的系数为 0.006, 不显著。无论是否加入控制变量, 结果均不显著, 这与前文回归结果中环保税政策对企业 esg 水平的影响截然相反, 符合反事实假设的检验需求, 验证了实证结论的稳健性。具体结果如表 7 所示。

Table 7. Results of robustness test for counterfactual assumptions

表 7. 反事实假定稳健性检验结果

VARIABLES	(1)	(2)
	esg	esg
did1	0.095 (0.252)	0.006 (0.222)
Size		2.283*** (0.066)
Lev		-3.305*** (0.428)
ROA		-3.725*** (1.199)
ATO		0.936*** (0.172)
Cashflow		3.327*** (0.949)
Indep		1.827* (1.095)
Top1		0.124 (0.426)
SOE		1.394*** (0.140)
FirmAge		1.344*** (0.198)
Constant	20.635*** (0.076)	-36.497*** (1.566)

续表

Observations	9942	9942
R-squared	0.161	0.310
industry	YES	YES
year	YES	YES
F	0.141	181.8
Adj R-squared	0.155	0.304

4.4.3. PSM 回归分析

由于 ESG 评级的企业可能存在某些共同特征, 为了进一步让实验组和对照组更为匹配, 本文采用卡尺值限定在 0.01 内且方式为半径匹配的倾向得分匹配 PSM 法的方式进行样本配对, 以缓解由可观测变量带来的内生性问题和减少自选择偏差对结论的影响。匹配前后的协变量差异表如表 8 所示, 通过判断 bias 前后的变化可以得出, 所有协变量的差异均得到明显缩小, 即样本之间的协变量相似度不断提高, 实验组和控制组协变量的均值在匹配后具有显著差异, 满足共同支撑假设, 可以进行 did 估计。通过协变量平衡性差异表得到图 1, 匹配后点更靠近标准化差异轴, 变量没有表现出显著的差异。具体结果见表 8。

Table 8. Analysis of PSM regression results

表 8. PSM 回归结果分析

Variable	Matched	Treated	Control	%bias	bias	t	p > t	V(C)
Size	U	23.15	23.07	6.200		3.080	0.00200	1.08*
	M	23.15	23.10	3.800	38.40	1.960	0.0510	1.13*
Lev	U	0.472	0.480	-3.900		-1.920	0.0550	1.020
	M	0.472	0.468	2.200	43.40	1.120	0.265	1.06*
ROA	U	0.0488	0.0458	4.900		2.450	0.0140	1.07*
	M	0.0488	0.0477	1.800	63.70	0.900	0.369	1.040
ATO	U	0.679	0.653	5.600		2.820	0.00500	0.58*
	M	0.679	0.666	2.700	52.60	1.350	0.178	0.57*
Cashflow	U	0.0630	0.0494	20.10		10.02	0	0.88*
	M	0.0630	0.0635	-0.900	95.70	-0.450	0.656	0.950
Indep	U	0.373	0.378	-8.300		-4.140	0	1
	M	0.373	0.374	-1.800	78.50	-0.930	0.354	1.10*
Top1	U	0.380	0.361	11.80		5.880	0	0.990
	M	0.379	0.380	-0.300	97.70	-0.140	0.890	0.970
SOE	U	0.521	0.485	7.100		3.560	0	.
	M	0.521	0.529	-1.600	77.60	-0.810	0.418	.
FirmAge	U	2.896	2.908	-3.700		-1.840	0.0650	0.88*
	M	2.896	2.896	0	99.80	0	0.998	0.87*

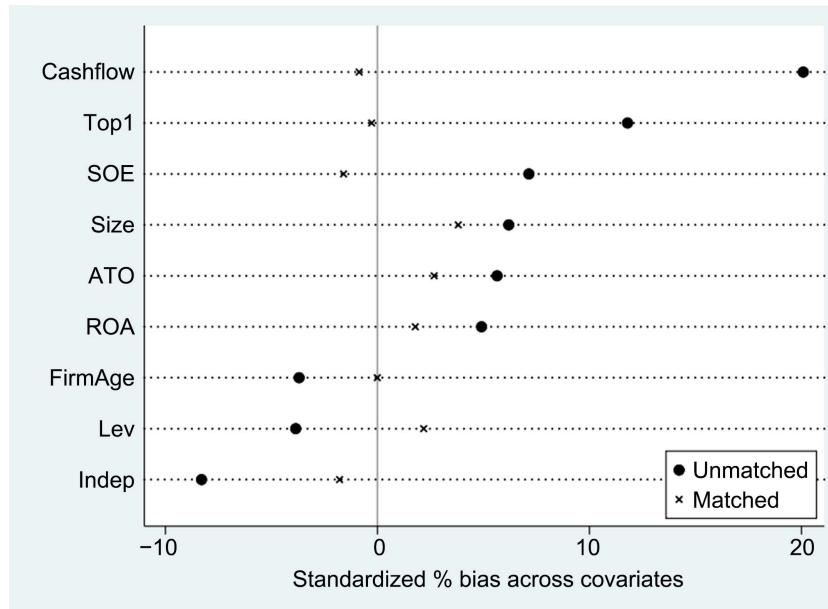


Figure 1. Covariance plot
图 1. 协方差图

本实验使用核密度来直观的表现两组倾向得分值在匹配前后是否存在差异。如图 2 所示，匹配前两条核密度曲线偏差都较大，匹配后两条曲线基本一致，处理组和控制组倾向得分匹配值的概率密度差异大幅缩小，可以排除控制变量不一样的干扰。证明了在本次实验中各控制变量不是影响企业 esg 水平变化的主要因素。进一步验证了 PSM 回归分析的可行性和优越性。

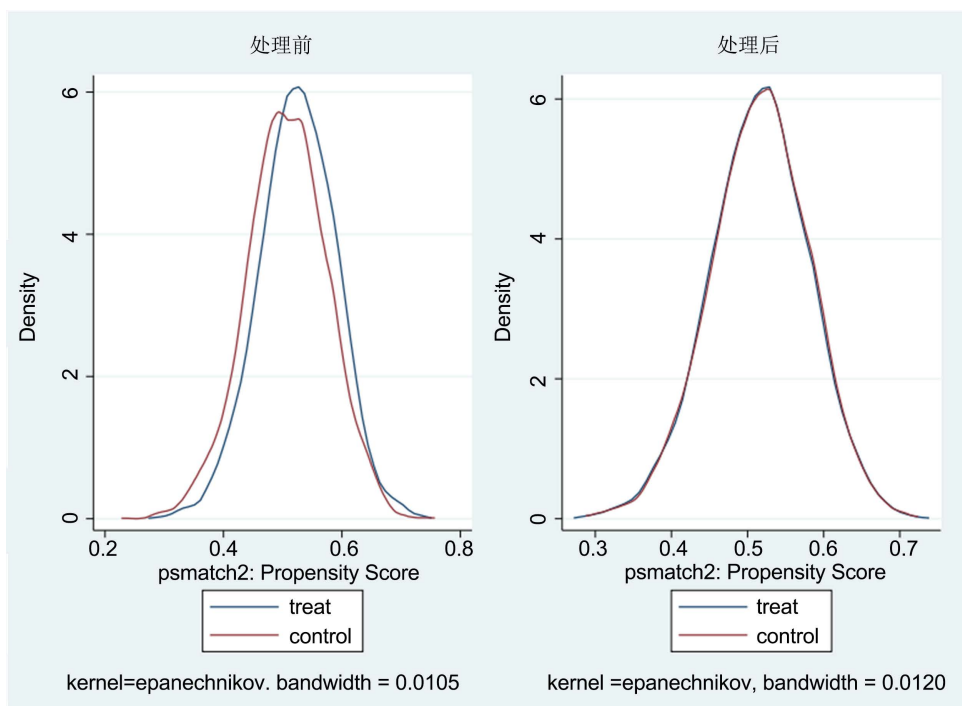


Figure 2. Comparison of kernel density before and after PSM
图 2. PSM 前后对比核密度图

4.5. 异质性分析

4.5.1. 融资约束异质性

不同融资约束的企业环保税政策的实施效果也会有所不同。为了避免内生性问题，本文公司融资约束程度的度量采用 SA 指标。计算得到 SA 指数为负且绝对值越大，说明企业受到的融资约束程度越严重。本文通过计算 SA 指数，对公司的融资约束程度进行排序，并依据计算结果，以 SA 指数的中位数为划分依据，中位数以上的为低融资约束企业，中位数以下为高融资约束企业。根据实验模型按融资约束进行分组回归。回归结果如表 9 所示，在加入了一系列控制变量和时间、行业固定效应后，低融资约束企业样本中的 Treated*Period 系数为 0.787，高融资约束企业样本中的 Treated*Period 系数为 1.101。对于低融资约束企业，环保税政策在 5% 的显著性水平上促进了 ESG 水平的提高。对于高融资约束企业，环保税政策在 1% 的显著性水平上显著促进了 ESG 水平的提高。相比于低融资约束企业，环保税政策对高融资约束企业 ESG 水平提高的促进作用更强。该分析证实了假设 H3a，相比于低融资约束企业，环保税政策对高融资约束企业的 esg 水平提高有更显著的正向促进作用。

Table 9. Regression results grouped by financing constraints

表 9. 按融资约束分组回归结果

VARIABLES	融资约束小	融资约束大
	esg	esg
did	0.787** (0.366)	1.101*** (0.325)
Size	2.662*** (0.092)	1.416*** (0.111)
Lev	-4.061*** (0.671)	-1.369** (0.555)
ROA	-1.809 (1.761)	-2.243 (1.608)
ATO	0.712** (0.279)	0.475** (0.211)
Cashflow	2.367 (1.465)	2.965** (1.204)
Indep	4.597*** (1.647)	-3.194** (1.415)
Top1	0.599 (0.713)	-0.036 (0.515)
SOE	0.796*** (0.244)	1.608*** (0.173)
FirmAge	1.737*** (0.330)	3.051*** (0.523)
Constant	-46.839*** (2.136)	-21.202*** (2.595)
Observations	4966	4975

续表

R-squared	0.412	0.231
industry	YES	YES
year	YES	YES
F	127.2	47.74
Adj R-squared	0.402	0.218

4.5.2. 企业规模的异质性

不同规模的企业环保税政策的实施效果也会有所不同。以企业规模的中位数为划分依据，中位数以上的为大型企业，中位数以下为中小企业。根据实验模型按企业规模进行分组回归。回归结果如表 10 所示，在加入了一系列控制变量和时间、行业固定效应后，大型企业样本中的 Treated*Period 系数为 1.181，中小企业样本中的 Treated*Period 系数为 0.839。对于两类企业，环保税政策均在 1% 的显著性水平上显著促进了 ESG 水平的提高。但相比于中小企业，环保税政策对大型企业 ESG 水平提高的促进作用更强。该分析证实了假设 H3b，相比于中小企业，环保税政策对大型企业的 esg 水平提高有更显著的正向促进作用。

Table 10. Regression results grouped by enterprise size
表 10. 按企业规模分组回归结果

VARIABLES	大规模	中小规模
	esg	esg
did	1.181 ^{***} (0.404)	0.839 ^{***} (0.278)
Size	3.195 ^{***} (0.116)	0.747 ^{***} (0.115)
Lev	-3.730 ^{**} (0.799)	-0.957 ^{**} (0.477)
ROA	0.923 (2.380)	-2.309 [*] (1.276)
ATO	1.449 ^{***} (0.264)	0.457 ^{**} (0.201)
Cashflow	2.562 (1.615)	2.384 ^{**} (1.057)
Indep	0.407 (1.701)	0.318 (1.281)
Top1	0.357 (0.669)	0.267 (0.496)
SOE	0.772 ^{***} (0.235)	1.866 ^{***} (0.162)
FirmAge	1.833 ^{***} (0.320)	1.569 ^{***} (0.246)
Constant	-59.789 ^{***} (2.922)	-3.314 (2.614)

续表

Observations	4967	4973
R-squared	0.357	0.177
industry	YES	YES
year	YES	YES
F	96.11	27.06
Adj R-squared	0.347	0.163

4.5.3. 产权性质异质性

不同产权性质的企业环保税政策的实施效果也会有所不同。按产权性质将样本划分为国有企业和非国有企业，其中国有企业取值为 1，非国有企业取值为 0。根据实验模型按产权性质进行分组回归。回归结果如表 11 所示，在加入了一系列控制变量和时间、行业固定效应后，国有企业样本中的 Treated*Period 系数为 0.599，非国有企业样本中的 Treated*Period 系数为 1.236。对于国有企业，环保税政策与 ESG 水平提高相关程度不高。对于非国有企业，环保税政策在 1% 的显著性水平上显著促进了 ESG 水平的提高。该分析证实了假设 H3c，相比于国有，环保税政策对非国有企业的 ESG 水平提高有更显著的正向促进作用。

Table 11. Regression results grouped by property rights

表 11. 按产权性质分组回归结果

VARIABLES	国有	非国有
	esg	esg
did	0.599 (0.371)	1.236*** (0.331)
Size	2.451*** (0.087)	2.073*** (0.108)
Lev	-4.475*** (0.661)	-1.652*** (0.551)
ROA	-8.906*** (2.141)	-0.800 (1.478)
ATO	0.953*** (0.228)	0.961*** (0.276)
Cashflow	3.649** (1.454)	2.953** (1.258)
Indep	1.911 (1.681)	-0.892 (1.513)
Top1	2.221*** (0.594)	-1.598** (0.634)
FirmAge	0.821** (0.340)	1.752*** (0.249)
Constant	-37.880*** (2.216)	-32.290*** (2.500)

续表

Observations	5006	4934
R-squared	0.337	0.259
industry	YES	YES
year	YES	YES
F	106.4	59.69
Adj R-squared	0.327	0.247

5. 结论与启示

本文基于 2018 年开始实施的环保税政策,以 2018~2021 年重污染行业数据为研究样本,采用双重差分法评估了环保收费制度改进对企业 ESG 绩效的影响。研究发现:环保税政策显著促进企业 ESG 信息披露质量;对 ESG 环境维度的促进作用较社会维度与公司治理维度更显著;高融资约束企业的 ESG 提高效果高于低融资约束企业;大企业的 ESG 质量提高效果高于中小企业;国有企业的 ESG 提高效果高于非国有企业。基于以上结论得出的政策启示如下:

(1) 环保税政策的严格落实需要各级行政单位加强政策推行力度,同时保持环保税政策的持续性,保证环保税政策落地的有效性。各生产企业切实执行上级要求,重视 ESG 信息披露,主动提高 ESG 信息披露质量。

(2) 环保税政策的落地要考虑不同地区、不同企业的实际情况,不可用“一刀切”的方式严格管制相关企业的生产经营活动。如对中小型轻污染企业,适当予以环保税部分减免,降低企业的 ESG 信息成本,才能充分调动相关企业的 ESG 高质量披露积极性;在对国有企业落实环保税政策的同时也要加强对非国有企业的宣传力度,提高非国有企业的高质量 ESG 报告披露的动力。

(3) 理性看待非国有企业的 ESG 信息披露情况。政府应采取监督与奖励并行的方法,顺应市场经济趋势,提高非国有企业的 ESG 信息披露积极性,推动非国有企业的 ESG 报告质量的提高,促进非国有企业的绿色可持续发展。

基金项目

National Social Science Foundation of China (No. 20BGL099).

参考文献

- [1] 王凯, 张志伟. 国内外 ESG 评级现状、比较及展望[J]. 财会月刊, 2022(2): 137-143.
- [2] 孔东民, 韦咏曦, 季绵绵. 环保费改税对企业绿色信息披露的影响研究[J]. 证券市场导报, 2021(8): 2-14.
- [3] 黄纪强, 祁毓. 环境税能否倒逼产业结构优化与升级?——基于环境“费改税”的准自然实验[J]. 产业经济研究, 2022(2): 1-13. <https://doi.org/10.13269/j.cnki.ier.2022.02.001>
- [4] 韩超, 孙晓琳, 李静. 环境规制垂直管理改革的减排效应——来自地级市环保系统改革的证据[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(1): 335-360. <https://doi.org/10.13821/j.cnki.ceq.2021.01.16>
- [5] 邱牧远, 殷红. 生态文明建设背景下企业 ESG 表现与融资成本[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(3): 108-123.
- [6] 李井林, 阳镇, 陈劲, 等. ESG 促进企业绩效的机制研究——基于企业创新的视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2021, 42(9): 71-89.
- [7] 张琳, 赵海涛. 企业环境、社会和公司治理(ESG)表现影响企业价值吗?——基于 A 股上市公司的实证研究[J]. 武汉金融, 2019(10): 36-43.
- [8] 中国工商银行绿色金融课题组. ESG 绿色评级及绿色指数研究[J]. 金融论坛, 2017, 22(9): 3-14. <https://doi.org/10.16529/j.cnki.11-4613/f.2017.09.002>

-
- [9] Nielsen, H. and Villadsen, K. (2023) The ESG Discourse Is Neither Timeless Nor Stable: How Danish Companies 'Tactically' Embrace ESG Concepts. *Sustainability*, **15**, Article 2766. <https://doi.org/10.3390/su15032766>
- [10] Morgan, W.R. (2023) Finance Must Be Defended: Cybernetics, Neoliberalism and Environmental, Social, and Governance (ESG). *Sustainability*, **15**, Article 3707. <https://doi.org/10.3390/su15043707>
- [11] Cardillo, G. and Harasheh, M. (2023) Stay Close to Me: What Do ESG Scores Tell about the Deal Timing in M&A transactions? *Finance Research Letters*, **51**, Article ID: 103498. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.103498>